



# Avaliação dos Custos Econômicos do Zoneamento nos Municípios Brasileiros: Evidências para o Coeficiente de Aproveitamento Máximo.

---

Escola Nacional de Administração  
Pública

Diretoria de Altos Estudos

---

Ricardo Carvalho de Andrade Lima  
Universidade Católica de Brasília (UCB)  
2022

**ÍNDICE**

<b>1. Introdução</b>	<b>3</b>
<b>2. Fundamentação Teórica</b>	<b>6</b>
<b>3. Dados</b>	<b>8</b>
3.1. Coeficiente de Aproveitamento Máximo	8
3.2. Outras Variáveis e Estatísticas Descritivas	9
<b>4. Estratégia Empírica</b>	<b>12</b>
4.1. Regressão por MQO	12
4.2 – Análise de Sensibilidade	12
4.3 - Variáveis Instrumentais	14
<b>5. Os Efeitos da Regulação de CA Máximo no Tamanho Espacial das Cidades</b>	<b>15</b>
5.1. Resultados Principais	15
5.2. Robustez	20
<b>6. Calculando o Custo Econômico do Zoneamento</b>	<b>23</b>
<b>7. Conclusões</b>	<b>25</b>
<b>Referências Bibliográficas</b>	<b>26</b>
<b>APÊNDICE</b>	<b>28</b>

## 1. Introdução

As restrições de uso do solo são políticas públicas criadas com a pretensão de evitar externalidades negativas associadas a alta densidade urbana. As preocupações ambientais, o esgotamento de infraestruturas públicas (como sistemas de fornecimento de saneamento, energia elétrica e de água encanada), as considerações estéticas e os problemas associados ao tráfego são as principais motivações que levam a implementação de leis e regulamentos que restringem a utilização do solo e evitam altas densidades. No Brasil, cerca de 62% dos municípios adotam legislações específicas de zoneamento ou de uso e ocupação do solo (IBGE, 2018). Entre os instrumentos de restrição mais comuns adotados nos municípios do país, observam-se as seguintes: limite máximo de altura, imposição de coeficientes de aproveitamento máximos<sup>1</sup>, adoção de tamanhos mínimos de lote e separação da cidade em zonas de utilização exclusiva.

Apesar de serem bem-intencionadas sob a perspectiva do planejamento urbano, as restrições de uso do solo podem gerar consequências indesejáveis e contribuir para a ampliação da desigualdade espacial das cidades, prejudicando essencialmente os indivíduos mais pobres. Há um amplo conjunto de estudos empíricos que mostra que as restrições de uso do solo estão associadas a um maior preço de terra, maior média de aluguéis e maior preço imóveis (GLAESER & WARD, 2009; QUIGLEY & RAPHAEL, 2005; IHLANFELDT, 2007; LIMA & SILVEIRA NETO, 2019). Além disso, ao impor limites na densidade das áreas centrais da cidade, as restrições estimulam a ocupação do solo em áreas mais distantes e, conseqüentemente, acomodam o crescimento populacional com o espraiamento do espaço urbano (BERTAUD & BRUECKNER, 2005). O aumento da extensão espacial da área urbana gera uma piora no bem-estar agregado, uma vez que aumenta significativamente o custo de deslocamento dos indivíduos que vivem nas periferias da cidade (BERTAUD & BRUECKNER, 2005; BRUECKNER & SRIDHAR, 2012).

O objetivo principal do presente projeto de pesquisa é mensurar os custos econômicos gerados pela adoção de restrições de uso do solo nos municípios brasileiros. Como existe uma grande diversidade nos tipos de restrições, focaremos no caso do Coeficiente de Aproveitamento Máximo (CA máximo), que é um regulamento largamente utilizado nos municípios brasileiros como forma de limitar tanto a densidade como a altura das construções<sup>2</sup>. O cálculo do custo econômico será feito em duas etapas interdependentes. Primeiramente, aproveitamos a grande variabilidade no CA máximo em cada município para investigar o impacto dessas políticas sobre o tamanho da área espacial das cidades. É preciso ressaltar que o tamanho da área espacial é uma medida que captura a densidade construída ao invés da densidade demográfica, sendo

.....  
 1 O Coeficiente de Aproveitamento (CA) máximo é um número que multiplicado pela área de um lote indica a quantidade máxima de área construída que pode ser obtida no lote em questão, sendo equivalente ao FAR (*Floor Area Ratio*). Por exemplo, em um lote de 100 m<sup>2</sup> e um CA máximo de 4, a área construída máxima deve ser equivalente a 400 m<sup>2</sup>.

2 Há outros parâmetros que restringem a utilização do solo e que podem indiretamente impactar o tamanho espacial das cidades. Como por exemplo, a taxa de ocupação, a exigência de recuos e garagens, a restrição de altura de edificação e a exigência de solo natural. Esses parâmetros não serão considerados no estudo pois não há uma clara padronização deles entre os diferentes municípios brasileiros.

que a segunda costuma influenciar a primeira. Além disso, utiliza-se o CA máximo imposto por legislação e esse parâmetro pode diferir do CA efetivamente implementado nas edificações, especialmente naquelas que foram construídas antes da implementação da lei de uso do solo. Como a adoção desses instrumentos de regulação é endógena, utilizaremos os testes de sensibilidade desenvolvidos por Cinelli e Hazlett (2020) para avaliar a força que um confounder não-observável precisa ter para viesar os resultados em direção a zero. Também adotaremos uma abordagem de variável instrumental em que empregamos a proporção local de proprietários de alta renda como instrumento para o CA máximo. Utilizaremos informações de satélite obtidas pela MapBiomas para captar de maneira precisa o tamanho da área urbana de cada município. A segunda e última etapa é calcular os potenciais prejuízos sobre o bem-estar agregado. Esse cálculo é feito com base na teoria desenvolvida por Bertaud & Brueckner (2005) de que o aumento no tamanho da área espacial das cidades desencadeado pelas restrições de uso do solo provoca acréscimos no custo de deslocamento dos indivíduos e, conseqüentemente, uma piora no bem-estar agregado.

O presente estudo se relaciona diretamente com a literatura empírica que investiga o efeito dos regulamentos de uso do solo sobre o tamanho espacial de áreas urbanas. Evidências para os efeitos das restrições de perímetro urbano para cidades norte-americanas mostram que esse tipo de instrumento é eficaz na redução do consumo de terras e no tamanho das áreas urbanas (HOWELL-MORONEY, 2007; WASSMER, 2006; PAULSEN, 2007), desincentiva o desenvolvimento de lotes (DEMPSEY & PLATINGA, 2013) e reduz o decaimento urbano (HORTAS-RICO, 2014). Também para os Estados Unidos, Geshkov & DeSalvo (2012) indicam que, diferentemente de outras regulações, a adoção de CA máximo e de leis que estabelecem tamanho mínimo de lote tendem a gerar expansões significativas nas áreas urbanas. Por outro lado, a literatura que avalia essa questão para cidades de países em desenvolvimento ainda é escassa. Zhou *et al.* (2017) analisam as conseqüências das políticas de planejamento urbano nas cidades chinesas e sugerem que essas são eficazes em limitar o crescimento de terras construídas. Já Brueckner and Sridhar (2012) observam que as cidades Indianas que adotam limites de CA mais rígidos apresentam um aumento na área urbana e que flexibilizações nessas restrições geram um acréscimo no bem-estar da população por reduzirem os gastos com deslocamento. Portanto, nota-se que as conclusões dessa literatura são mistas, já que os resultados observados são fortemente dependentes do tipo de regulação de uso do solo investigada e do contexto analisado.

O nosso artigo pretende contribuir para essa literatura de três formas distintas. Em primeiro lugar, fornecemos uma evidência inédita para o caso do Brasil, um país que teve um processo recente de urbanização acompanhado por um forte espraiamento urbano. Assim, pretendemos obter uma primeira avaliação acerca das conseqüências das regulações de CA máximo sobre o tamanho espacial das áreas urbanas das cidades brasileiras e, simultaneamente, estimativas acerca dos potenciais custos econômicos associados a tais restrições. As evidências empíricas existentes se restringem apenas para as áreas urbanas dos Estados Unidos e da Índia e, por essa

razão, não podem ser facilmente generalizadas. Em segundo lugar, nós lidamos com a potencial existência de endogeneidade de duas formas alternativas: implementamos um conjunto de ferramentas de sensibilidade recentemente desenvolvidos por Cinelli e Hazlett (2020) que indicam como as estimativas mudam frente a existência de confounders relevantes e propomos um conjunto inédito de variáveis instrumentais baseado na hipótese de homevoter.

Observa-se que a grande parte dos estudos discutidos acima ignoram a possibilidade de endogeneidade, o que torna as evidências anteriores contestáveis. Por fim, desenvolvemos e apresentamos um novo banco de dados resumindo informações sobre os diferentes tipos de regulações de altura para uma amostra das 325 maiores cidades brasileiras.

Também contribuimos com uma nova evidência para um ramo da literatura que testa empiricamente os principais determinantes do espraiamento urbano com base no modelo monocêntrico padrão (BRUECKNER & FANSLER, 1983; McGRATH, 2005; PAULSEN, 2012; DENG *et al.*, 2008; SPIVEY, 2008; SANTOS, 2020). O modelo monocêntrico prediz que a renda e o tamanho populacional impactam positivamente no tamanho da área espacial das cidades porque impulsionam a demanda por habitações e conseqüentemente por área construída. Já o valor das terras agrícolas e o gasto com commuting são guias que limitam a expansão urbana. O primeiro aumenta o custo de oportunidade da conversão de uma terra com uso rural para uma terra com uso urbano e o segundo reduz a renda disponível dos consumidores para gastos habitacionais.

Nossos resultados mostram que as cidades que adotam um regulamento de CA máximo mais rigoroso possuem, em média, maiores tamanhos de área espacial. Essa conclusão é robusta a potenciais *confounders* não observáveis e é mantida em diferentes estratégias de estimação (MQO e MQ2E/VI) e testes de robustez alternativos. Em nossa especificação preferida, mostramos que uma redução de um desvio-padrão no valor do CA máximo permitido está associada a um aumento médio de 12,4% no tamanho espacial das cidades. Observamos também que cidades com maior renda média e maior população possuem áreas urbanas maiores. Esses resultados confirmam as previsões teóricas do modelo de Bertaud e Brueckner (2005). Finalmente, calculamos que o aumento do rigor da regulação de CA máximo gera os seguintes custos econômicos por ano para uma cidade média: U\$\$ 1,9 milhão devido a custos mais altos de deslocamento, U\$\$ 29,7 mil devido a maiores emissões de carbono e US\$ 449 mil devido a maiores custos de saúde associados à poluição do ar.

O restante desse projeto de pesquisa está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o ferramental teórico, a seção 3 detalha os dados e estatísticas descritivas, a seção 4 apresenta a estratégia empírica, a seção 5 apresenta as estimativas dos efeitos do CA máximo no tamanho espacial das cidades, a seção 6 apresenta o cálculo das variações do bem-estar em decorrência de CA máximos mais restritivos e, por último, a seção 7 apresenta as conclusões.

## 2. Fundamentação Teórica

Nossa análise é baseada no modelo teórico de cidade monocêntrica desenvolvido por Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967), no tratamento proposto por Brueckner (1987) e na respectiva extensão para inclusão de restrições de uso do solo proposta por Bertaund e Brueckner (2005).

Em primeiro lugar, a economia urbana é composta por  $N$  consumidores idênticos que trabalham no Central Business District (CBD) e auferem uma renda de trabalho igual a  $y$ . Eles precisam se deslocar diariamente ao CBD para o trabalho com um custo igual a  $t$  por milha de deslocamento. A função utilidade desses indivíduos depende do consumo (em  $m^3$ ) de habitação (denotado por  $q$ ) e de um bem numérico (denotado por  $c$ ), sendo definida como  $u(q, c)$ . A renda auferida pelo trabalho pode ser gasta no consumo do bem numérico, nos gastos com deslocamento e no preço do aluguel do  $m^3$  da habitação. Definindo  $x$  como a distância em milhas de deslocamento ao CBD e  $p$  o preço do  $m^3$  do aluguel, a restrição orçamentária enfrentada pelos indivíduos é dada por:  $y = c + pq + tx$ . O preço do aluguel possui variação espacial para garantir que todos os indivíduos tenham um mesmo nível de utilidade (dado por  $\underline{u}$ ) independentemente da sua localização na cidade. Escolhendo o valor de  $q$  que maximiza a função utilidade sujeita a restrição orçamentária, i.e.  $\max_q u(q, y - tx - pq) = \underline{u}$ , é possível obter o valor de  $p$  e  $q$  como função de  $x, t, y$  e de  $\underline{u}$ . Do outro lado, as construtoras produzem habitações com retornos constantes de escala através da combinação entre terras e de capital. O espaço habitacional por unidade de terra pode ser definido como  $h(S)$ , em que  $S$  é a razão capital-terra empregada no processo produtivo. Além disso, considerando  $i$  como o preço de aluguel de uma unidade de capital e  $r$  o preço de aluguel de uma unidade de terra, o construtor escolhe o valor de  $S$  que maximiza a função lucro (por unidade de terra), i.e.  $\max_S \pi = ph(S) - iS - r$ . Como  $S$  e  $r$  dependem do valor de  $p$ , também é possível obter o valor de  $S$  e  $r$  como função de  $x, t, y$  e de  $\underline{u}$ . Nota-se que  $h(S)$  mede exatamente o Coeficiente de Aproveitamento (CA) irrestrito.

É possível obter as condições de equilíbrio urbano que são necessárias para determinar o nível de utilidade  $\underline{u}$  e o tamanho espacial da cidade  $\underline{x}$  (distância entre o CBD ao limite máximo da borda urbana). Para obter o equilíbrio é necessário que (1) O valor do aluguel de terras em  $\underline{x}$  seja exatamente igual ao aluguel da terra para agricultura (denotado por  $r_a$ ) e (2) Toda a população urbana deve caber dentro da área da cidade,  $\underline{x}$ . Formalmente, as condições de equilíbrio urbano podem ser escritas como:

$$r(\underline{x}, y, t, \underline{u}) = r_a \tag{1}$$

$$\int_0^{\underline{x}} 2\pi x \frac{h(S)}{q} dx = N \tag{2}$$

A equação (1) é uma condição de equilíbrio porque caso o preço do aluguel de terras  $r$  seja superior ao preço do aluguel da terra para a agricultura  $r_a$  existiria incentivos para a modificação do uso do solo na direção rural-urbana. Já em relação a equação (2), é preciso inicialmente notar

que a razão entre o espaço habitacional por unidade de terra (definido por  $h(S)$ ) e o espaço habitacional por casa ( $q$ ) equivale exatamente ao número de habitações por unidade de terras. Pressupondo que um indivíduo viva em uma casa, a razão  $h(S)/q$  pode ser interpretada como a densidade populacional da cidade. Ao multiplicar essa densidade pela área de cada coroa circular  $2\pi x$  e realizar a integração, obtém-se exatamente o tamanho populacional. Com base em (1) e (2) e na igualdade da demanda e oferta de habitações, é possível obter os valores de equilíbrio de  $\underline{x}$  e  $\underline{u}$ . Através de uma análise de estática comparativa, Wheaton (1974) demonstrou que, no equilíbrio, o tamanho espacial da cidade  $\underline{x}$  é influenciado pelas seguintes variáveis:

$$\underline{x} = f(N, y, t, r_a) \tag{3}$$

Ou seja, o tamanho espacial da cidade aumenta conforme incrementos na renda e no tamanho populacional e diminui conforme maior custo de deslocamento ou maior valor do aluguel de terras agrícolas. Uma maior população urbana exige uma expansão da área da cidade para que novas habitações sejam acomodadas. De maneira similar, aumentos na renda geram aumentos na demanda por espaço habitacional e, conseqüentemente, amplia a área urbana. Já aumentos no custo de deslocamento provocam uma redução na renda disponível dos consumidores, o que reduz a demanda por habitação. Por último, preços mais altos de terras agrícolas estão associados a um aumento no custo de oportunidade de conversão de terras rurais para fins urbanos, o que também tende a gerar uma maior compactação da área urbana.

Em uma economia urbana com restrição de CA, o governo impõe um limite superior no espaço habitacional que pode ser desenvolvido em uma unidade de terra. Seguindo a abordagem de Bertaund e Brueckner (2005), essa restrição pode ser escrita como  $h(S) \leq h^*$ , em que  $h(S)$  é o CA irrestrito e  $h^*$  é o CA máximo estipulado pelo governo. A influência do CA máximo tende a ser mais forte nas áreas centrais da cidade, uma vez que a razão capital-terra empregada na produção de casas é mais alta em decorrência do maior preço das terras nesses locais. Já em locais mais periféricos, o CA máximo não impõe nenhuma restrição real porque as habitações já possuem naturalmente uma menor razão capital-terra. Denotando por  $\hat{x}$  a distância entre o CBD e a região de efetiva influência do CA máximo e por  $\underline{x}_1$  e  $\underline{u}_1$  a área urbana e o nível de utilidade de uma cidade com restrição de uso do solo, observa-se que as condições de equilíbrio da economia urbana passam a ser as seguintes:

$$r(\underline{x}_1, y, t, \underline{u}_1) = r_a \tag{4}$$

$$h(S(\hat{x}, \underline{u}_1)) = h^* \tag{5}$$

$$\int_0^{\hat{x}} 2\pi x \frac{h^*}{q} dx + \int_{\hat{x}}^{\underline{x}_1} 2\pi x \frac{h(S)}{q} dx = N \tag{6}$$

A equação (5) indica que o CA adotado na região de influência do CA máximo ( $\hat{x}$ ) será exatamente igual ao limite máximo imposto pelo governo, dado por  $h^*$ . Já a equação (6) é bem semelhante a equação (2). A principal diferença é que a densidade do CBD até  $\hat{x}$  passa a ser limitada pelo CA máximo e, de  $\hat{x}$  até a borda da cidade ( $\underline{x}_1$ ), a densidade é a mesma da equação (2). Com base nas equações (4), (5) e (6) é possível obter os valores de equilíbrio de  $\hat{x}$ ,  $\underline{x}_1$  e  $\underline{u}_1$ . Bertaud e Brueckner (2005) demonstraram que, comparada a cidade irrestrita discutida anteriormente, a cidade que impõe restrição de uso do solo apresenta um maior tamanho espacial e um menor nível de utilidade individual, i.e.,  $\underline{x}_1 > \underline{x}$  e  $\underline{u}_1 < \underline{u}$ .

### 3. Dados

#### 3.1 – Coeficiente de Aproveitamento Máximo

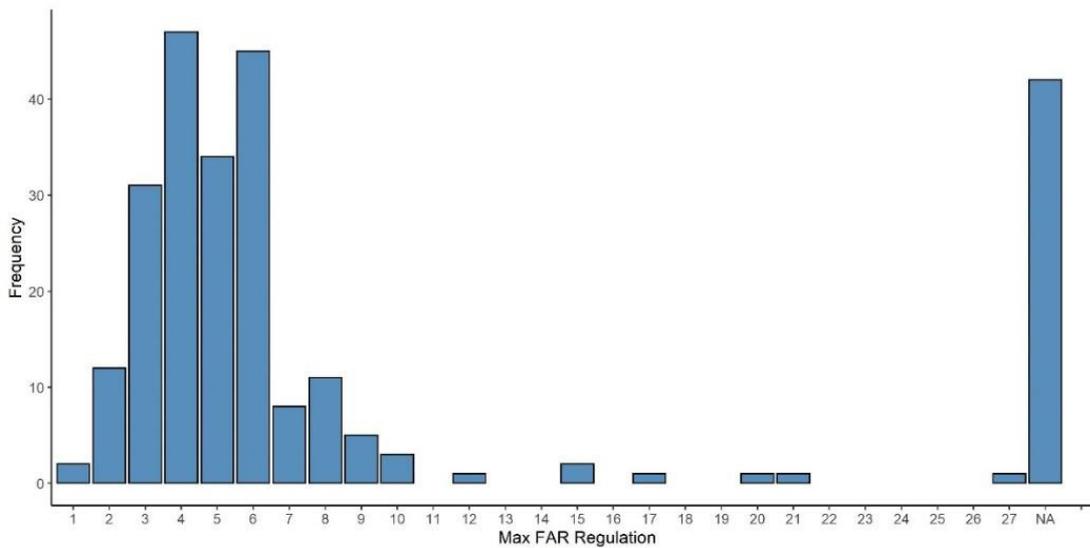
Como variável de interesse que mensura o grau de restrição de uso do solo, utilizaremos a regulação de coeficiente de aproveitamento (CA) máximo. Esse instrumento serve para restringir a densidade e o potencial de altura das construções, uma vez que impõe um teto para a área que pode ser construída dado o tamanho do lote. É uma regulação comumente adotada nas cidades do mundo, pois evita usos do solo com alta densidade e, ao mesmo tempo, permite flexibilidade no design das construções. No caso do Brasil, são os municípios (menor unidade administrativa da federação) que definem as regras de planejamento urbano, incluindo a utilização e o valor do CA máximo. Dado que não existe nenhuma base de dados oficial que dispõe do CA máximo de cada município particular, realizamos a coleta manual acerca da utilização e do valor do CA máximo adotado nas cidades com mais de 100 mil habitantes. Assim, nossa amostra é composta por uma cross-section<sup>3</sup> considerando as 325 maiores cidades brasileiras, a qual concentram 57,53% de toda população do país. Usualmente, o CA máximo é definido na lei de planejamento e uso do solo ou no plano diretor do município. Não há nenhuma regra ou orientação para a definição do CA máximo apropriado, de forma que sua escolha é definida de maneira arbitrária pelos planejadores urbanos. Como o valor do CA máximo varia nas diferentes áreas de zoneamento da cidade, utilizamos como referência o maior valor do CA máximo dentro de toda a área urbana.

A Figura 1 apresenta a distribuição do valor do CA máximo nas 325 maiores cidades brasileiras. É possível perceber que boa parte das cidades implementam um CA máximo relativamente flexível, mas com forte variabilidade (varia de 1 a 27). O intervalo situado entre 4 e 4,8 é o mais usado (por 20,6% das cidades). A média é de 5,17 e 12,92% das cidades não adotam o CA máximo como instrumento regulatório de uso do solo. Como mostrado na Tabela 2A do apêndice, essas cidades são, em média, menores e mais suburbanas: possuem menor população, menor área urbana, menor renda e localizam-se fora de áreas metropolitanas. Espera-se que

<sup>3</sup> Não é factível construir um painel com os dados do CA máximo devido a impossibilidade de realizar o rastreamento da evolução histórica dos CA máximos adotados em cada uma das cidades.

esse conjunto de cidades possuam densidade de uso do solo e altura máxima das construções praticamente irrestritas<sup>4</sup>. A estratégia de simplesmente excluir essas observações da nossa análise empírica pode levar a conclusões enganadoras porque essas cidades podem apresentar uma dinâmica nacionalmente relevante em termos de utilização do solo e espraiamento urbano. Assim, para aproveitar esse conjunto de cidades com um CA irrestrito (que em tese seria igual a infinito) e não as excluir, imputamos o valor de 27 para o CA máximo dessas observações (valor máximo da amostra).

**Figura 1 – Distribuição da Regulação de CA máximo nas Cidades Brasileiras**



### 3.2 - Outras Variáveis e Estatísticas Descritivas

Para mensurar o tamanho espacial das cidades brasileiras utilizaremos informações sobre a área de cobertura de uso do solo com infraestrutura urbana (em hectares) para o ano de 2020. Essa variável é coletada anualmente pelo Projeto de Mapeamento Anual do Uso e Cobertura da Terra no Brasil (MapBiomas) através de imagens detalhadas de satélite provenientes do *Landsat* que indicam a área de classe de cobertura/uso agregado para cada município ou estado brasileiro no período de 1985 a 2020. As informações são granulares (30 metros por 30) e utilizam-se técnicas de aprendizado de máquina para classificar a cobertura do solo em vinte tipos diferentes de categorias, incluindo infraestrutura urbana, formação florestal, pastagem, outras formações naturais (separadas por tipo de bioma), mineração e uso hidrográfico (lagos, rios e oceano).

Como discutido na seção 2, o tamanho espacial da cidade é essencialmente influenciado pela população, renda, custo de deslocamento e valor da terra agrícola. Utilizamos dados do Censo Demográfico de 2010 coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para a variável de população e de renda domiciliar média (mensurada em R\$ de 2010). Não há

<sup>4</sup> Do conjunto de 42 cidades que não adotam o CA máximo, apenas duas implementam regulamentos que impõe restrição de número de pavimentos.

nenhuma base de dados consolidada com abrangência municipal que disponha de informações sobre o preço das terras agrícolas e sobre os custos médios de deslocamento. Como uma *proxy* para o valor da terra agrícola, seguimos o estudo de Santos (2020) e usamos a razão entre o valor da produção agrícola (em R\$ de 2010) e a área de plantio (em hectares). Chamaremos essa variável de renda agrícola. Ambas as variáveis são coletadas pelo IBGE através da pesquisa da Produção Agrícola Municipal. Conforme será detalhado na seção 4.2, adotaremos um conjunto de estimativas usando a parcela local de proprietários ricos como variável instrumental para o CA máximo. Utilizamos quatro conceitos do Censo Demográfico 2010 para captar a alta renda: a parcela de proprietários com mais de 10, 20 ou 30 salários-mínimos (SM).

Em algumas especificações incluímos um conjunto de controles geográficos com potencial de restringir o tamanho espacial das cidades: distância a capital estadual, altitude média, *dummy* para cidade costeira, tamanho da área com uso hidrográfico, *dummy* para cidade localizada em região metropolitana e número de unidades naturais de conservação. Na subseção 5 investigamos o efeito dos seguintes regulamentos de uso do solo: regulação de tamanho do lote mínimo superior ao recomendado pela lei federal 6799/79 (maior que 125 m<sup>2</sup>), lei de parcelamento de lotes, lei de código de obras e lei de perímetro urbano. Essas variáveis foram coletadas através da Pesquisa de Informações Básicas Municipais de 1999 realizada pelo IBGE e todas possuem formato dicotômico: assumem 1 se o município adota a restrição em questão e assumem 0, caso contrário. Por fim, também calculamos um índice de regulação simples para resumir o grau de rigor de todos os instrumentos de uso da terra no município. Esse índice regulatório é calculado pela simples soma do número de regulamentações adotadas nas cidades e é tradicionalmente utilizado em estudos anteriores para medir o ambiente de restrição do uso do solo (Ver, por exemplo, QUIGLEY & RAPHAEL, 2005). A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas para o conjunto de variáveis descritas acima.

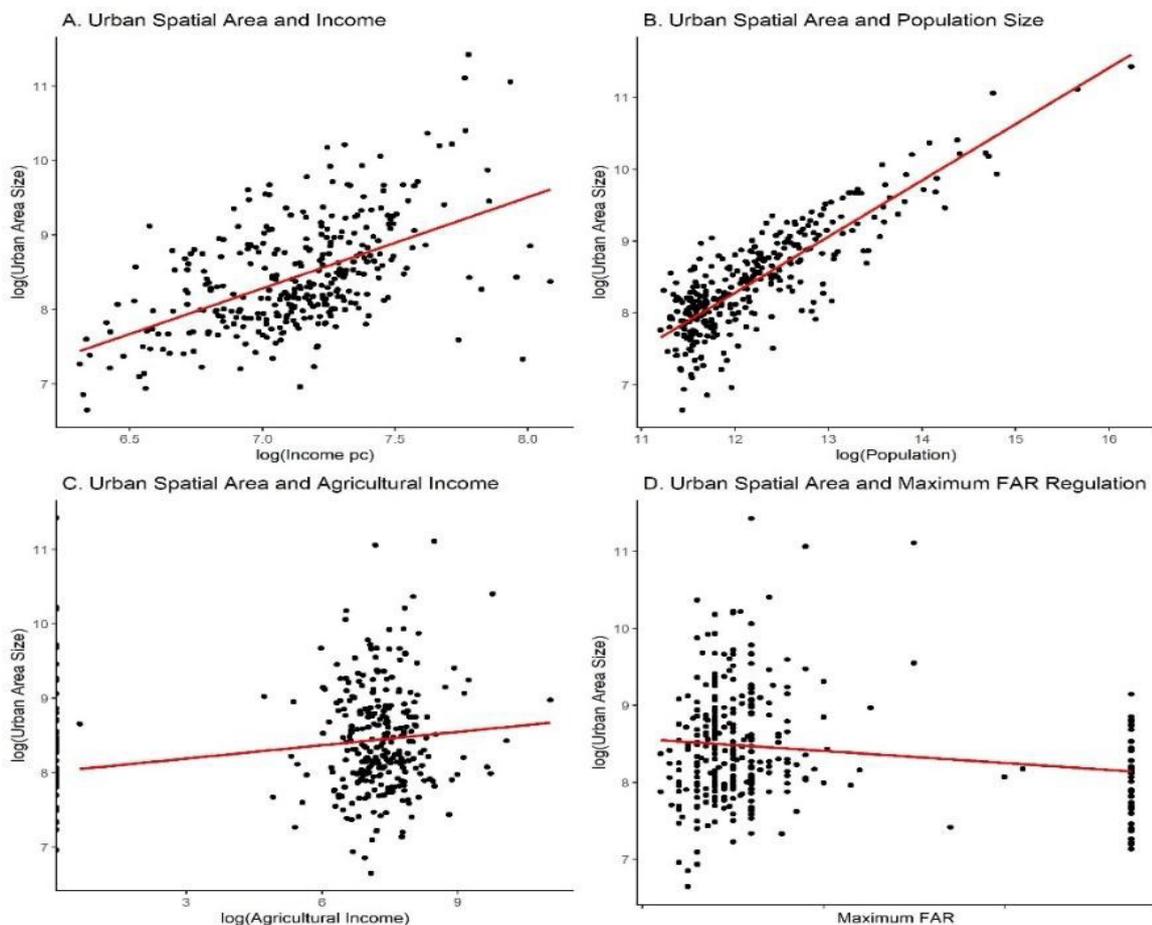
A Figura 2 apresenta diagramas de dispersão que mostram a relação entre o log do tamanho da área urbana e os seus principais determinantes: renda domiciliar, tamanho populacional, renda agrícola e CA máximo. É possível perceber que - com exceção da renda agrícola - todas as correlações são consistentes com o modelo teórico de Bertaund e Brueckner (2005): a renda e a população são positivamente correlacionadas com o tamanho espacial da cidade e o CA máximo é negativamente correlacionado.

**Tabela 1 – Estatísticas Descritivas**

<b>A. Principais Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>DP</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
CA máximo	5.172	2.897	1	27
Tamanho da Área Urbana (ha)	6451.296	8291.22	6992.7	91708.73
Tamanho Populacional (mil, 2010)	321.22	776.91	36.30	11152.34
Renda Domiciliar (R\$, 2010)	1310.772	428.007	550.9	3246.05
Renda Agrícola (R\$, 2010)	1911.446	4130.218	0	62337.608
<b>B. Controles Geográficos</b>	<b>Média</b>	<b>DP</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Distância a Capital (km)	148	160.124	0	888

Altitude média (m)	395.526	354.28	1	1196
Índice Médio de Rugosidade do Terreno	7.504	4.544	1.313	24.032
Unidades de Conservação	3.471	7.422	0	89
Área Hidrográfica (ha)	8244.886	33361.329	0	366070.60
Cidade Costeira (0/1)	0.175	0.381	0	1
Cidade em Região Metropolitana (0/1)	0.4277	0.4955	0	1
<b>C. Instrumentos</b>	<b>Média</b>	<b>DP</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
% de Proprietários com mais de 30 SM	0.835	0.0722	0.3	1
% de Proprietários com mais de 20 SM	0.825	0.0677	0.324	0.96
% de Proprietários com mais de 10 SM	0.8068	0.0654	0.399	0.9547
<b>C. Regulações de Uso do Solo</b>	<b>Média</b>	<b>DP</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Tamanho de Lote Mínimo (0/1)	0.645	0.479	0	1
Perímetro Urbano (0/1)	0.846	0.361	0	1
Parcelamento de Lotes (0/1)	0.803	0.398	0	1
Código de Obras (0/1)	0.843	0.364	0	1
Índice de Regulação	3.135	1.068	0	4

Figura 2 – Relação entre o tamanho das cidades e seus principais determinantes.



## 4. Estratégia Empírica

### 4.1 – Regressão por MQO

Com o objetivo de estimar o impacto das regulações de CA máximo sobre o tamanho espacial das cidades brasileiras aproveitamos a variabilidade do grau de restrição de uso do solo a nível local e estimamos a seguinte especificação pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$\log(Tam.Espacial_i) = \alpha + \beta CA.Max_i + \mu X_i' + \delta_s + \varepsilon_i \quad (7)$$

Em que  $Tam.Espacial_i$  é a variável de outcome que mede o tamanho espacial da área urbana da cidade  $i$ ,  $CA.Max_i$  é nossa variável de interesse que captura o valor do CA máximo adotado pela cidade  $i$  e  $X_i'$  corresponde ao vetor de controles que inclui os principais determinantes teóricos do espraiamento urbano (renda média, população e renda agrícola) e os controles geográficos.  $\delta_s$  é o efeito-fixo de estado, que controla não-parametricamente para variáveis não-observadas a nível de estado que são fixas no tempo e que afetam o tamanho das cidades. Por último,  $\varepsilon_i$  é o termo de erro.

O parâmetro-chave é o  $\beta$ , que mensura o efeito do CA máximo sobre o tamanho espacial das cidades condicionado pelo nosso conjunto de controles. Nas nossas regressões principais as cidades possuem pesos diferentes de acordo com sua respectiva população. Como os erros podem estar espacialmente correlacionados, utilizamos erros-padrões robustos clusterizados a nível de estado.

### 4.2 – Análise de Sensibilidade

Para que o parâmetro de interesse da equação (7) esteja corretamente identificado é necessário supor a validade do pressuposto de independência condicional (PIC). O PIC implica que após o condicionamento das variáveis de controle, a variável de interesse é completamente independente dos potenciais outcomes. Entretanto, o PIC pode ser facilmente violada devido a existência de variáveis não-observadas (confounders) que afetam tanto o valor do CA máximo adotado como o tamanho espacial da área urbana. Se o PIC for violado devido a existência de um confounder teremos um viés de variável omitida que pode levar o nosso parâmetro de interesse a zero. Embora o PIC seja um pressuposto não testável por construção, é possível checar como o coeficiente de interesse é modificado em decorrência de violações específicas na PIC usando testes de sensibilidade. No presente estudo, utilizaremos a estrutura de análise de sensibilidade recentemente desenvolvida por Cinelli e Hazlett (2020).

Definindo como viés a diferença entre a estimativa do parâmetro de interesse efetivamente obtida (dado por  $\hat{\beta}$ ) e a correspondente estimativa caso houvesse a hipotética inclusão das variáveis não-observadas (dado por  $\tilde{\beta}_i$ ), Cinelli e Hazlett (2020) derivaram a seguinte expressão para o viés:

$$|\widehat{bias}| = |\hat{\beta} - \beta| = se(\hat{\beta}) \sqrt{\frac{R_{Y \sim Z|X,D}^2 R_{D \sim Z|X}^2}{1 - R_{D \sim Z|X}^2}} df \quad (8)$$

Em que  $Y, D, Z$  e  $X$  denotam a variável de outcome, a variável de interesse, o conjunto de variáveis não-observáveis e o conjunto de variáveis observáveis, respectivamente. O  $se(\hat{\beta})$  é o desvio-padrão de  $\hat{\beta}$  e  $df$  o número de graus de liberdade do modelo. Já  $R_{Y \sim Z|X,D}^2$  é a proporção da variação da variável de outcome que é explicada por  $Z$  após a inclusão de  $X$  e  $D$  e  $R_{D \sim Z|X}^2$  é a proporção da variação da variável de interesse que é explicada por  $Z$  após a inclusão de  $X$ . Embora não seja possível estimar diretamente o valor de  $R_{Y \sim Z|X,D}^2$  e  $R_{D \sim Z|X}^2$ , a equação (2) permite avaliar a força que um confounder precisa ter para levar o nosso coeficiente de interesse para zero e possibilita a construção de intervalos de sensibilidade. Cinelli e Hazlett (2020) recomendam a utilização de três estatísticas de resumo para caracterizar a potencial fragilidade de um resultado de OLS frente a existência de confounders: I) O  $R^2$  parcial do tratamento com o outcome (denotado por  $R_{Y \sim D|X}^2$ ) que pode ser interpretado como o valor de  $R_{D \sim Z|X}^2$  necessário para levar o efeito estimado para zero quando se assume um cenário extremo em que o confounder explica 100% da variação residual do outcome; II) Valor de Robustez (denotado por  $RV$ ) que mede o poder mínimo de associação (em %) que um confounder precisa ter simultaneamente com  $Y$  e com  $D$  para levar o coeficiente de interesse a zero e III) Valor de Robustez em que o coeficiente de interesse não é mais estatisticamente diferente de zero a um nível de confiança equivalente a  $\alpha$  (denotado por  $RV_\alpha$ ).

Em geral, essas estatísticas de resumo revelam a força necessária para que a existência de confounders seja problemática e explique completamente os resultados da estimação por MQO. Uma dificuldade prática é saber se os valores calculados são altos ou baixos. Para clarificar esse ponto, Cinelli e Hazlett (2020) sugerem a utilização de reivindicações relativas: avaliar se a variável não-observável possui uma maior força de explicação quando comparadas a variáveis observáveis que são claramente importantes no contexto da pesquisa. Nesse sentido, nós iremos utilizar a variável de renda média como benchmarking para realizar comparações com o potencial confounder. Em nossa aplicação, é difícil imaginar algum confounder que seja tão forte como a renda na explicação do tamanho da área urbana e, ao mesmo tempo, na adoção de CA mais rígidos. Como visto na seção 2, a renda é um dos principais mecanismos teóricos para explicar o tamanho da área intra-urbana, uma vez que impulsiona a demanda por habitações e, conseqüentemente, por uso do solo urbano. Esse resultado é corroborado empiricamente na Figura 2b. Além disso, estudos prévios mostram que o nível de renda local é um dos principais fatores que guiam a adoção de regulamentos rígidos de uso do solo mais no contexto dos municípios brasileiros (LIMA & SILVEIRA NETO, 2019; AVILA, 2006).

### 4.3 - Variáveis Instrumentais

Como forma alternativa de lidar com preocupações de endogeneidade, nós também adotamos uma abordagem de variáveis instrumentais. Utilizamos a proporção local de proprietários de alta renda como instrumento para o CA máximo. A racionalidade por trás desse instrumento é a hipótese de *homevoter* desenvolvida por Fischel (2001). De acordo com essa hipótese, os proprietários se engajam politicamente e são favoráveis aos projetos que apreciam o valor de suas residências e, semelhantemente, tendem a ser contrários aos projetos com potencial de desvalorizar suas casas. Como as casas são seus principais ativos e não são facilmente diversificáveis, os proprietários tentam atuar na neutralização de riscos. Espera-se que o grupo de proprietários pertencentes as categorias de maior renda possuam maior capacidade de influenciar os rumos da política local. Há evidências documentais para o Brasil apontando que as elites tiveram papel fundamental na formulação histórica das leis de zoneamento (NERY JÚNIOR, 2013).

As regulações de uso do solo são os principais instrumentos práticos para acomodar a vontade dos *homevoters* nos padrões pretendidos de desenvolvimento urbano (BEEN *et al.*, 2014). Tradicionalmente, os *homevoters* são contrários a alta densidade em decorrência das externalidades negativas geradas por construções altas (aumento da oferta de casas, redução de espaços abertos e maior congestão, por exemplo). Assim, votam favoravelmente a regulações de uso do solo mais restritivas. Esse comportamento é comumente conhecido como “*Not in my back yard*” ou NIMBY. Entretanto, também é possível ocorrer exatamente o inverso: os *homevoters* podem ter a percepção de que novos desenvolvimentos e construções mais densas podem desencadear externalidades positivas (geração de empregos ou incremento na arrecadação de impostos locais, por exemplo) que apreciem suas casas e, nesse sentido, votam favoravelmente a regulações de uso do solo mais frouxas. Esse comportamento é conhecido como “*Yes, in my back yard*” ou YIMBY. Com o objetivo de estimar a regressão de variável instrumental, adotamos o método dos mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). Assim, a regressão de primeiro estágio é dada pela seguinte especificação:

$$CA.Max_i = \eta Homeowners_i + \rho X_i' + \delta_s + u_i \quad (9)$$

Em que  $Homeowners_i$  é a proporção de proprietários de alta renda da cidade  $i$ . Após a estimação da equação (9), obtemos os valores preditos da variável dependente (denotado por  $\widehat{CA.Max}_i$ ) e o substituímos pela variável endógena da equação de segundo estágio que é similar a equação (7). Para que um instrumento seja válido é necessário a validade do pressuposto de relevância e de exogeneidade. O pressuposto de relevância aponta que a variável instrumental deve ser correlacionada com a variável endógena. A validade desse pressuposto pode ser facilmente checada por meio da significância estatística do coeficiente  $\eta$  da equação (9). Já o pressuposto de exogeneidade aponta que a variável instrumental não pode estar correlacionada com o termo de erro, e dessa forma, não afeta diretamente a variável de outcome. Embora a exogeneidade seja um pressuposto não-testável, acreditamos que a proporção de proprietários seja um instrumento exógeno em nosso contexto de pesquisa.

Observa-se que o tamanho espacial das cidades depende fundamentalmente da dinâmica associada a fatores estruturais (como renda, tamanho da população, custos de deslocamento e geografia local) a qual não são facilmente guiados pelos grupos de interesse. Portanto, espera-se que a proporção de proprietários não afete diretamente a variável de outcome e não seja correlacionado com o termo de erro. A forma realista dos homevoters afetarem indiretamente o tamanho da área urbana é através de sua atuação na condução de políticas de planejamento urbano. Logo, uma ameaça para a validade do pressuposto de exogeneidade é a possibilidade de que os proprietários guiem a adoção de políticas de restrição do uso do solo alternativas ao CA máximo com potencial para afetar a área urbana. Nós lidamos com essa preocupação incluindo um conjunto de instrumentos de uso do solo como variáveis de controle na nossa regressão de segundo estágio.

## 5. Os Efeitos da Regulação de CA Máximo no Tamanho Espacial das Cidades

### 5.1 - Resultados Principais

**Resultados de MQO.** A Tabela 1 apresenta os resultados da estimação da equação (7) por OLS. Na coluna (1) reportamos a estimação de uma regressão linear simples com apenas a inclusão da variável de CA máximo, na coluna (2) com a adição dos determinantes teóricos do tamanho espacial das cidades, na coluna (3) com a adição de efeitos-fixos de estado e, por último, na coluna (4) com a adição das variáveis de controle geográficas. Em todas as especificações utiliza-se erros-padrões robustos a heteroscedasticidade.

**Tabela 2 – O Efeito do CA máximo no Tamanho Espacial das Cidades.**

Log (Tamanho da Área Urbana)	(1)	(2)	(3)	(4)
CA Máximo	-0.016*** (0.005)	-0.0050** (0.002)	-0.0053** (0.002)	-0.0051** (0.002)
Log (Renda pc)	-	0.5004*** (0.083)	0.4548*** (0.0913)	0.3438** (0.123)
Log (População)	-	0.7271*** (0.025)	0.7417*** (0.0312)	0.7797*** (0.035)
Log (Renda Agrícola)	-	0.0555** (0.008)	0.0543*** (0.009)	0.0577*** (0.009)
Controles Geográficos	No	No	No	Yes
Efeito-Fixo de Estado	No	No	Yes	Yes
R <sup>2</sup> ajustado	0.024	0.807	0.8386	0.8388
Número de Observações	325	325	325	325

Notas: \*\*\* representa  $p < 0,01$ , \*\* representa  $p < 0,05$ , \* representa  $p < 0,1$ . Nós usamos erros padrão robustos à heteroscedasticidade. Os desvios-padrão são apresentados em parênteses. A variável dependente é o logaritmo do tamanho da área urbana. O vetor de controles geográficos inclui as seguintes variáveis: distância até a capital, altitude média, índice de rugosidade média do terreno, número de unidades de conservação, área hidrográfica, dummy de região metropolitiana e uma *dummy* para cidades costeiras.

A partir da Tabela 2, observa-se que o coeficiente de interesse é negativo e estatisticamente significativo em todas as especificações, indicando que as cidades que implementam um menor CA máximo apresentam maiores áreas urbanas. Relativa à coluna (3), a coluna (4) mostra que o coeficiente de interesse é fortemente robusto e estável em relação a inclusão de controles geográficos. Os resultados da Tabela 2 são consistentes com o modelo teórico de Bertaud e Brueckner (2005), o qual prediz que a imposição de restrições de altura mais rígidas no centro da cidade estimula a ocupação das áreas distantes e, conseqüentemente, aumenta a utilização do solo urbano. Na especificação mais completa (coluna (4)), notamos que a redução de um desvio-padrão no CA máximo (equivalente a 2,89) gera um aumento de 1,4739% no tamanho da área urbana. Observa-se também que tanto a renda média (elasticidade de 0,34%) como o tamanho populacional (elasticidade de 0,78%) gera os efeitos esperados sobre o tamanho da área espacial.

**Análise de Sensibilidade.** Com o objetivo de avaliar se os resultados da Tabela 2 são sensíveis a presença de variáveis não-observáveis, o Painel A da Tabela 3 apresenta as estatísticas sumárias propostas por Cinelli e Hazlett (2020). O  $R^2$  parcial do tratamento com outcome mostra que em um cenário extremo em que as confounders não-observáveis explicam exatamente toda a variação residual do tamanho espacial das cidades, é necessário que esses confounders expliquem pelo menos 1,48% da variação residual do CA máximo para levar o coeficiente de interesse para zero. Já o valor de robustez indica que variáveis não-observáveis que explicam 11,53% da variância residual tanto do CA máximo como do tamanho da área urbana são suficientemente fortes para explicar completamente os resultados obtidos na Tabela 2.

**Tabela 3 – Sensibilidade dos Resultados de MQO a confounders não-observáveis.**

<b>A. Análise de Sensibilidade</b>		
$R^2$ parcial do tratamento com o <i>outcome</i>	1.48%	
Valor de Robustez	11.53%	
Valor de Robustez, $\alpha = 0,05$	2.46%	
<b>B. Intervalos de Sensibilidade</b>		
	$R_{D \sim Z X}^2$	$R_{Y \sim Z X,D}^2$
1x Log (Renda pc)	1.14%	5.13%
2x Log (Renda pc)	2.28%	10.26%
3x Log (Renda pc)	3.43%	15.40%

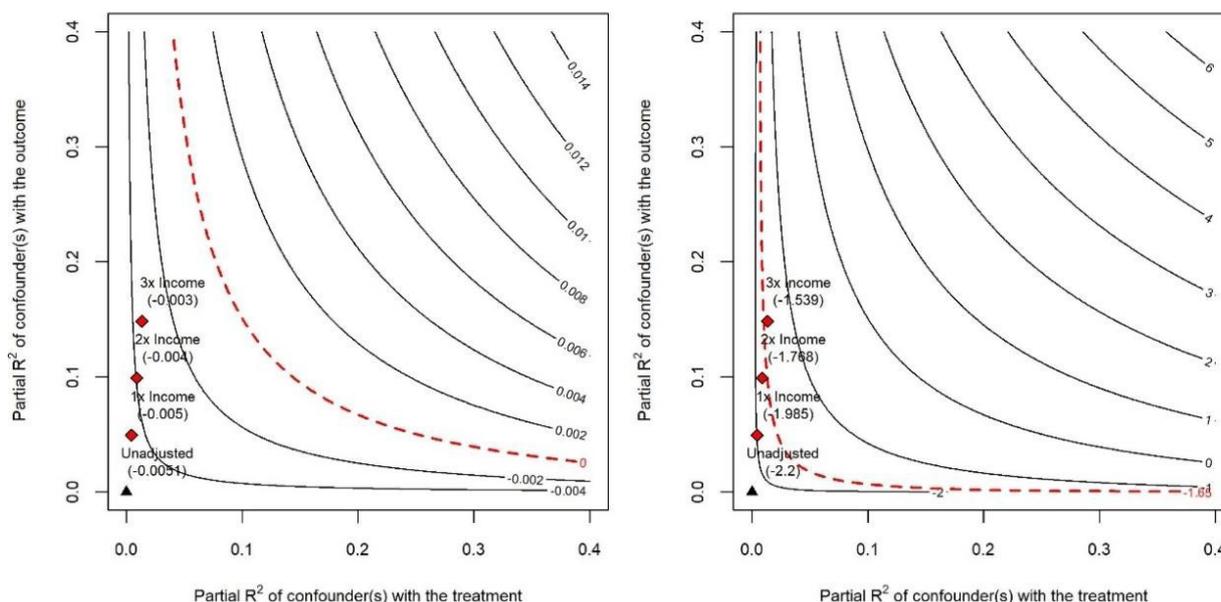
Notas: Esta análise de sensibilidade é baseada no coeficiente de interesse associado à coluna (4) da Tabela 2. O Valor de Robustez mede o poder explicativo mínimo (em %) que um fator de confusão precisa ter simultaneamente com  $Y$  e com  $D$  para trazer o coeficiente de interesse a zero.

Para saber se esses valores são razoavelmente altos em nosso contexto de pesquisa, nós construímos argumentos relativos em relação a variável de renda média. Como discutido na subseção 4.2, é difícil imaginar uma variável não-observável que seja tão forte como a renda em sua capacidade de explicar tanto variações no CA máximo como no tamanho espacial das cidades. O Painel B da Tabela 3 mostra os intervalos construídos com base na renda média. Inicialmente, observa-se que tanto o  $R_{D \sim Z|X}^2$  como o  $R_{Y \sim Z|X}^2$  são simultaneamente inferiores ao valor de

robustez. Isso indica que mesmo confounders que sejam até três vezes mais fortes que a renda média não são capazes de levar o nosso coeficiente de interesse obtido pelo OLS para zero.

Além disso, nota-se que o valor de  $R_{D \sim Z|X}^2$  de uma variável não-observável tão forte como a renda média é igual a 1,14%. Como esse valor é inferior ao  $R^2$  parcial do tratamento com outcome (dado por 1,48%), podemos concluir que a existência de uma variável não-observável que explique 100% da variação residual do tamanho da área urbana e com uma associação com o CA máximo tão forte como renda média não altera os resultados da Tabela 2. A Figura 3 apresenta gráficos de contorno que são úteis para avaliar o valor do coeficiente de interesse e da estatística de teste quando modificamos tanto a força do confounder em relação a variável de tratamento (eixo horizontal) como em relação a variável de outcome (eixo vertical). Notamos que apenas no caso hipotético de existência de um confounder que seja três vezes mais forte que a renda média, o nosso coeficiente deixa de ser estatisticamente significativo a um nível de 10%.

**Figura 3 – Gráficos de Contorno para a Sensibilidade do Coeficiente de Interesse e da respectiva Estatística t.**



Notas: Esses gráficos mostram os gráficos de contorno de sensibilidade para o coeficiente de regulação de CA máximo usando a renda familiar média como referência para limites de confounders não observados.

Em resumo, esse conjunto de resultados de sensibilidade mostra que o coeficiente estimado por OLS não é simplesmente guiado por qualquer tipo de confounder. Embora a análise de sensibilidade não seja capaz de demonstrar uma relação causal, ela nos dá algum grau de confiança de que a relação entre CA máximo e tamanho da área urbana não é uma simples correlação espúria.

**Resultados de MQ2E.** A Tabela 4 reporta os resultados das estimações com o MQ2E em que utilizamos a proporção local de proprietários com alta renda como instrumento para a regulação

de CA máximo. Para mensurar os proprietários de alta renda, adotamos três conceitos existentes no Censo Demográfico Brasileiro de 2010: a proporção de proprietários entre famílias com rendimento mensal de mais de 10 salários-mínimos (coluna (1) e (2)), com mais de 20 salários-mínimos (coluna (3) e (4)) e com mais de 30 salários-mínimos (coluna (5) e (6)). O Painel A da Tabela 4 apresenta os resultados do segundo estágio considerando especificações contendo o conjunto completo de controles e especificações alternativas que incluem o índice de regulação. O Painel B da Tabela 4 apresenta as respectivas equações de primeiro estágio.

Inicialmente, as estimativas do segundo estágio do Painel A na Tabela 4 indicam que em todas as especificações do MQ2E há uma relação negativa e estatisticamente significativa entre a regulação do CA máximo e o tamanho espacial das cidades. As estimativas não mudam quando incluímos o índice de regulação como controle adicional. Este conjunto de resultados mostra que a relação entre a regulação do CA máximo e o tamanho espacial das áreas urbanas é robusta para diferentes estratégias de identificação. Nota-se que os coeficientes do MQ2E são superiores aos obtidos pelo MQO: a redução de um desvio padrão no CA máximo permitido gera um aumento médio de cerca de 12,71% na área urbana das cidades (coluna (6)).

No entanto, é preciso ressaltar que a comparação dos resultados de MQO e MQ2E não é direta. A estimativa MQO captura o efeito médio do CA máximo permitido para todo o conjunto de cidades (efeito médio de tratamento). Por outro lado, a estimativa VI/MQ2E captura o efeito médio do CA máximo apenas para o subconjunto de cidades onde a parcela local de proprietários efetivamente desloca o valor do CA máximo permitido (efeito de tratamento médio *local*). Além disso, o coeficiente MQO pode ser viesado para baixo porque não considera variáveis não-observadas.

**Tabela 4 – O Efeito do CA máximo no Tamanho Espacial das Cidades: Estimativas de Variáveis Instrumentais.**

Log (Tamanho da Área Urbana)						
<b>A. Segundo-Estágio VI</b>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CA Máximo	-0.0675** (0.0311)	-0.0678** (0.0316)	-0.0681** (0.0314)	-0.0684** (0.0318)	-0.0440** (0.0209)	-0.0440** (0.0206)
Índice de Regulação	-	-0.0339 (0.0614)	-	-0.0347 (0.0627)	-	-0.000 (0.0434)
Valor do CA Máximo						
<b>B. Primeiro-Estágio VI</b>						
% de Proprietários	0.2294** (0.0829)	0.2264** (0.0814)	0.2282** (0.0806)	0.2259** (0.0787)	0.2272** (0.0741)	0.2307** (0.0728)
Índice de Regulação	-	-1.4104* (0.5933)	-	-1.4147** (0.5888)	-	-1.4550** (0.5662)
Categoria de Renda	> 10 SM	> 10 SM	> 20 SM	> 20 SM	> 30 SM	> 30 SM
Controles	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Efeitos-Fixos de Estado	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Estatística-F primeiro estágio	8.1017	8.0937	8.0588	8.1027	10.4186	11.0328
Teste de Anderson-Rubin	21.06***	21.29**	21.37**	21.71**	11.07**	11.74**
IC Robusto 95%	[-0.214,- 0.033]	[-0.218,- 0.033]	[-0.217,- 0.034]	[-0.211,- 0.033]	[-0.115,- 0.017]	[-0.112,- 0.018]
Número de Observações	325	325	325	325	325	325

Nota: \*\*\* representa  $p < 0,01$ , \*\* representa  $p < 0,05$ , \* representa  $p < 0,1$ . Usamos erros-padrões robustos a heterocedasticidade. Os desvios-padrões são apresentados entre parênteses. A variável dependente do segundo estágio é o logaritmo do tamanho da área urbana. As regressões MQ2E incluem as seguintes variáveis de controle: log da população, log da renda pc, log da renda agrícola, distância da capital, altitude média, média do índice de rugosidade do terreno, número de unidades de conservação, área hidrográfica e dummy para cidades costeiras.

Em termos de magnitude, o coeficiente estimado na Tabela 2 é significativamente inferior ao encontrado em estudos prévios. O artigo de Brueckner e Sridhar (2012) avaliou os efeitos do CA máximo sobre o tamanho espacial das cidades indianas e mostrou que a redução de uma unidade do CA máximo aumenta a área espacial média em cerca de 19%. Já para os Estados Unidos, Geshkov & DeSalvo (2012) evidenciam que os condados que adotam o CA máximo como instrumento regulatório apresentam um incremento médio na área urbana em cerca de 24,65%. Abstraindo as diferenças metodológicas, essa comparação destaca a importância de avaliar as consequências econômicas de regulações de uso do solo em diferentes contextos e sugere que os efeitos do CA máximo no tamanho espacial das cidades são relativamente modestos no Brasil.

As estimativas do primeiro estágio do Painel B da Tabela 4 mostram uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre a participação local de proprietários e o valor máximo permitido do coeficiente de aproveitamento em todas as especificações, sugerindo que a condição de relevância da variável instrumental é válida. Além disso, essa evidência indica que cidades com uma base de homevoters mais substancial são mais propensas a adotar regulamentações de uso do solo mais flexíveis, o que significa que YIMBY é o comportamento predominante nas cidades brasileiras. O coeficiente do índice regulatório tem o sinal esperado: cidades com ambientes regulatórios mais rígidos implementam um CA máximo mais baixo.

O primeiro estágio da estatística F de Kleibergen-Paap é inferior à regra de bolso usual [igual a 10, conforme mostrado por Stock *et al.* (2002)] nas especificações das colunas (1) a (4), sugerindo a possibilidade de instrumentos fracos. Para verificar se o problema de instrumentos fracos é uma preocupação relevante em nossas estimações, seguimos a recomendação de Andrews, Stock e Sun (2019) e calculamos o teste de Anderson-Rubin (AR) que avalia a hipótese nula de que o coeficiente da variável endógena é igual a zero. Também relatamos os intervalos de confiança AR robustos para o coeficiente de interesse invertendo a estatística do teste AR. Ambos os procedimentos são totalmente robustos a instrumentos fracos. Os resultados na parte inferior da Tabela 4 mostram que a hipótese nula do teste AR é rejeitada em todas as especificações e que todos os intervalos de confiança excluem o zero. De qualquer forma, para evitar o problema de instrumentos fracos, adotaremos a especificação na coluna (6) como nossa estimativa MQ2E preferida no restante do estudo.

## 5.2 Robustez

Nesta subseção, verificaremos se nossos principais resultados (MQO e VI/MQ2E) são mantidos quando alteramos a especificação empírica, removemos cidades discrepantes da amostra ou modificamos a forma de realizar a inferência. Além disso, também avaliamos como as estimativas MQ2E variam ao considerar estratégias alternativas de estimação ou quando se adota uma abordagem de variáveis instrumentais internas. A Tabela 5 relata o coeficiente de interesse para cada exercício de robustez comum ao MQO e ao MQ2E. Para fins de comparação, apresentamos também os coeficientes principais reportados na subseção anterior.

**Diferentes Especificações Empíricas.** Conforme discutido na subseção 3.2, tratamos as cidades com regulação irrestrita do CA máximo por meio da imputação de valores. Uma estratégia alternativa é simplesmente remover esse conjunto de cidades da amostra. A estimativa A.1 da Tabela 5 mostra os resultados de MQO e MQ2E removendo o conjunto de cidades sem regulação do CA. Observamos que embora os efeitos sejam robustos, a magnitude e a imprecisão dos coeficientes aumentam consideravelmente. Também avaliamos a robustez dos resultados em relação às especificações alternativas à equação (7). A estimativa A.2 da Tabela 5 apresenta uma especificação na qual a variável dependente é medida em nível ao invés do logaritmo. A estimativa A.3 mostra uma especificação com o seno hiperbólico inverso da variável dependente. A estimativa A.4 usa o logaritmo do valor máximo do CA como variável de interesse. Por último, na estimativa A.5, estimamos a equação (7) por meio do método dos mínimos quadrados ponderados usando o tamanho da população da cidade como peso de observação. No geral, observamos que os coeficientes MQO e MQ2E são robustos para especificações alternativas.

**Eliminando observações outliers.** Para verificar se nossos resultados são direcionados por um grupo específico de cidades (como grandes metrópoles), também realizamos as estimativas descartando observações atípicas. A estimativa B.1 da Tabela 5 apresenta os principais resultados de MQO e MQ2E eliminando as capitais dos estados, a estimativa B.2 eliminando as cidades com mais de um milhão de habitantes, a estimativa B.3 removendo as cidades com as 10% maiores áreas urbanas e a estimativa B.4 removendo as cidades com as 10% menores áreas urbanas da amostra. Os principais resultados são robustos à existência de *outliers*.

**Formas Alternativas de Inferência.** Nas nossas estimações principais, nós realizamos inferência através da utilização de erros-padrões robustos a heteroscedasticidade. Entretanto, não existem diretrizes claras e consensuais relativas à prática para a realização de inferência. Assim, o Painel C da Tabela 5 apresenta formas alternativas de realizar inferência. A estimação C.1 e C.2 apresenta erros-padrões clusterizados a nível de estado e de macrorregião. A estimação C.3 e C.4 apresenta os erros-padrões desenvolvidos por Conley (1999), o qual considera a correlação espacial dos dados. Nessas especificações, utilizamos duas distâncias de cut-off para as cidades da amostra: 50km e 100km. É possível notar no Painel C da Tabela 5 que independentemente da forma de inferência, os erros-padrões das estimações de MQO e MQ2E não variam de forma significativa.

**Tabela 5 – Testes de Robustez**

	MQO	MQ2E	Observações
	(1)	(2)	(3)
Coeficiente de CA Máximo	-0.0051** (0.002)	-0.0440** (0.0206)	325
<b>A. Robustez a Especificações Alternativas</b>			
A.1 – Removendo cidades sem CA máx.	-0.0097* (0.0058)	-0.2371 (0.1862)	283
A.2 – Variável dependente em nível	-52.4544** (26.0562)	-834.5396** (301.6552)	325
A.3 – Variável dependente em ASINH	-0.0049** (0.0024)	-0.0412** (0.0203)	325
A.4 – Variável de CA máximo em log	-0.0583** (0.0262)	-0.4334** (0.2047)	325
A.5 – Mínimos Quadrados Ponderados	-0.0063** (0.0025)	-0.0590** (0.0220)	325
<b>B. Robustez a outliers</b>			
B.1 – Removendo Capitais	-0.0053** (0.0025)	-0.0408* (0.0219)	298
B.2 – Removendo cidades > 1 milhão hab.	-0.0054** (0.0024)	-0.0386* (0.0205)	308
B.3 – Removendo as 10% menores áreas urbanas	-0.0048** (0.0021)	-0.0417** (0.0170)	292
B.4 – Removendo as 10% maiores áreas urbanas	-0.0049** (0.0024)	-0.0361* (0.0217)	292
<b>C. Alternative ways of inference</b>			
C.1 – Erro-padrão clusterizado a nível de Estado	-0.0049** (0.0020)	-0.0440*** (0.0146)	325
C.2 – Erro-padrão clusterizado a nível de Macrorregião	-0.0049*** (0.0011)	-0.0440*** (0.0113)	325
C.3 – Erro-padrão de Conley (1999) - 50 km	-0.0049** (0.0023)	-0.0440** (0.0196)	325
C.4 – Erro-padrão de Conley (1999) - 100 km	-0.0049* (0.0026)	-0.0440** (0.0182)	325

Notas: \*\*\* representa  $p < 0,01$ , \*\* representa  $p < 0,05$ , \* representa  $p < 0,1$ . Apenas os coeficientes associados ao efeito do CA máximo sobre o tamanho espacial das cidades são mostrados. Os desvios-padrões são apresentados entre parênteses. Todas as regressões incluem as seguintes variáveis de controle: log da população, log da renda pc, log da renda agrícola, distância da capital, altitude média, índice de rugosidade média do terreno, número de unidades de conservação, área hidrográfica, *dummy* de região metropolitana e uma *dummy* para cidades costeiras.

**Abordagem da Variável Instrumental Interna.** Considerando que a validade da suposição de exogeneidade pode ser facilmente contestada na pesquisa empírica, avaliamos se nossos resultados de VI/MQ2E são robustos quando construímos uma variável instrumental interna. Para tanto, adotamos a abordagem de Lewbel (2012), que envolve explorar a potencial heterocedasticidade dos erros de regressão de primeiro estágio para construir um instrumento interno. O método de Lewbel (2012) identifica parâmetros estruturais por meio de variáveis de controle que não se correlacionam com o produto dos erros heterocedásticos. Portanto, os erros do primeiro estágio devem ser heterocedásticos para que o modelo seja identificado.

A coluna (1) da Tabela 6 apresenta os resultados do segundo estágio da estimação de MQ2E usando o instrumento interno gerado por heterocedasticidade, e a coluna (2) apresenta os resultados da estimação 2SLS considerando tanto o instrumento interno como a proporção local dos proprietários de alta renda (instrumento exógeno). O teste de Breush-Pagan na parte inferior da Tabela 6 mostra que a hipótese nula de homocedasticidade é rejeitada em ambas as especificações. Além disso, notamos que nosso coeficiente de interesse permanece negativo e estatisticamente significativo em ambas as especificações.

**Estimadores Alternativos de Variáveis Instrumentais.** Também verificamos se nossos resultados de VI/MQ2E são robustos em relação aos estimadores alternativos. Nesse sentido, utilizamos dois estimadores da classe de k-estimadores: o estimador de Fuller (1977) e o estimador de máxima verossimilhança de informações limitadas (LIML). Nota-se que o LIML é mais robusto em comparação ao MQ2E quando há possibilidade de instrumentos fracos (Stock *et al.*, 2002). As colunas (3) e (4) mostram os resultados da estimativa de variável instrumental usando esses estimadores alternativos. Observa-se que os coeficientes de interesse são muito semelhantes aos observados na Tabela 4.

**Tabela 6 - Testes de Robustez nas Estimativas VI/MQ2E: estimadores alternativos e variável instrumental interna.**

	log (Tamanho Espacial da Cidade)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Lewbel (2012) MQ2E	Lewbel (2012) and Exogenous Instrument MQ2E	Estimador de Fuller	Estimador LIML
CA Máximo	-0.0075** (0.0038)	-0.0076** (0.0038)	-0.0408** (0.0170)	-0.0440** (0.0194)
Controles	Yes	Yes	Yes	Yes
Efeitos-Fixos de Estado	Yes	Yes	Yes	Yes
Teste de Breush-Pagan	16.533***	15.38***	-	-
Número de Observações	325	325	325	325

Notas: \*\*\* representa  $p < 0,01$ , \*\* representa  $p < 0,05$ , \* representa  $p < 0,1$ . Os desvios-padrões são apresentados entre parênteses. Todas as regressões incluem as seguintes variáveis de controle: log da população, log da renda pc, log da renda agrícola, distância da capital, altitude média, índice de rugosidade média do terreno, número de unidades de conservação, área hidrográfica, *dummy* de região metropolitana e uma *dummy* para cidades costeiras.

## 6. Calculando o Custo Econômico do Zoneamento

Nossa estimativa segue de perto a estrutura elaborada por Brueckner e Sridhar (2012) para a Índia, mas é ajustada para parâmetros atuais da economia brasileira. A redução do CA máximo em um desvio-padrão resulta em uma expansão da área da cidade em 12,4%. Tomando a área média das cidades da amostra (64,5 km<sup>2</sup>), isso aumenta a área espacial em 8 km<sup>2</sup> (equivalente a 300 metros do raio de uma cidade circular). Esse aumento da área reduz o bem-estar dos passageiros ao tornar as viagens mais longas e caras para os moradores da periferia urbana. A estimativa dos custos do Coeficiente de Aproveitamento é focada em três componentes<sup>1</sup>: o custo monetário relacionado ao transporte, o aumento das emissões de CO<sub>2</sub> e o custo para a saúde da poluição adicional. A Tabela 7 resume nossas estimativas e a Tabela A1 no Apêndice apresenta os parâmetros e suas fontes.

**Custos de transporte.** Com base em parâmetros baseados na literatura e dados, estimamos que o custo anual de transporte para cada família seja em torno de US\$ 81. Esse valor tem dois componentes: um relacionado à passagem de ônibus e outro à perda de bem-estar do deslocamento. Dados oficiais sugerem que as tarifas urbanas estão em torno de US\$ 0,0054 por passageiro-quilômetro (ver Tabela A2). O estudo de Brueckner e Sridhar (2012) assumem arbitrariamente que os custos de deslocamento são 60% do salário por hora. Usando dados brasileiros, esses valores resultam em US\$ 2,75 por hora ou US\$ 81 por ano por família (painel A da Tabela 7). A perda anual de bem-estar para uma família que vive na periferia da cidade (US\$ 23,67) é igual ao aumento do raio da cidade (0,29 km) gerado por um CA mais rígidos vezes os custos anuais de deslocamento por quilômetro (US\$ 81,24). Portanto, a perda anual total de bem-estar para uma cidade média de nossa amostra é de US\$ 23,7 vezes 70.637 famílias, ou seja, US\$ 1,9 milhão.

**Custos de Saúde.** O transporte está associado a quase toda a poluição atmosférica por partículas finas nas cidades contemporâneas. O Modelo Global de Partículas Ambientais (GMAPS) (COHEN *et al.*, 2005) possibilitou Miraglia e Gouveia (2014) estimar a poluição do ar em diversas cidades brasileiras. Esses valores foram usados como insumo para calcular os anos de vida perdidos (YLL), os anos vividos com incapacidade (YLD) e o valor das perdas por ano de vida. Eles chegaram a um valor estimado de US\$ 1,7 bilhão/ano de perdas devido à poluição do ar urbano para as cidades de sua amostra. Isso corresponde a um custo anual de US\$ 21,75 per capita e um total de US\$ 6,9 milhões para uma cidade média de nossa amostra.

.....  
 1 É preciso ressaltar que esse cálculo do custo econômico não considera as externalidades negativas associadas ao aumento da área urbana que não possuem fundamentos teóricos sólidos ou que possuem resultados inconclusivos relativo a benefício ou custo. Por exemplo, o aumento da área urbana pode, a princípio, prejudicar a oferta de infraestrutura pública para as áreas mais periféricas (como postos de saúde, escolas ou esgotamento sanitário), mas isso só ocorreria se o governo não pudesse aproveitar as economias de escala já existentes na provisão desses bens. Caso exista economia de escala na provisão desses bens, poderia ocorrer um aumento na produção do bem público com redução do custo médio de oferta. Por outro lado, o aumento da área urbana da cidade não gera, isoladamente, o aumento no número de automóveis na cidade.

Na literatura sobre potencial de mercado, a 'distância própria' é a distância média de um ponto aleatório ao CBD, assumindo uma cidade circular (KEEBLE, OWENS & THOMPSON, 1982; OVERMAN, REDDING & VENABLES, 2003). Na sua forma mais simples, é igual à metade do raio. Portanto, assumiremos que um aumento no raio aumentaria na mesma proporção as viagens pendulares, assim como a poluição do ar e os custos com saúde. Adaptando essas estimativas à cidade média de nossa amostra, concluímos que os custos com saúde de reduzir o CA máximo em um desvio-padrão para a cidade típica de nossa amostra são da ordem de aproximadamente US\$ 449 mil por ano. Os detalhes estão no painel B da Tabela 7.

**Custos das emissões de CO2.** Além da poluição atmosférica por partículas, as emissões de CO2 são uma importante externalidade negativa gerada pelo transporte urbano. Escolhemos o preço de 60 euros por tonelada de CO2 com base nas diretrizes do mais recente relatório da OCDE sobre precificação de carbono (OECD, 2021). As emissões de CO2 do transporte urbano brasileiro foram baseados em estimativas de Carvalho (2011). Embora seus cálculos tenham mais de uma década, nós os julgamos adequado, pois não houve mudança tecnológica ou estrutural significativa na rede de transporte brasileira.

Assim, Carvalho (2011) estima que as emissões de CO2 do Brasil por passageiro por quilômetro no Brasil estão em torno de 0,0609 kg ou US\$ 0,004. Anualmente, isso corresponde a US\$ 0,80. Assume-se que cada domicílio tem cerca de 1,6 trabalhadores e seguindo o mesmo raciocínio das estimativas dos custos de saúde, isso significa que o custo anual das emissões de CO2 para a cidade média é de US\$ 463.298 (US\$ 0,80 x 4,5 km x 79.637 famílias x 1,6). Portanto, nossas estimativas do impacto de aumentar o CA máximo em um desvio-padrão no raio da cidade resulta em emissões adicionais de 0,5 tonelada de CO2 por ano ou US\$ 29.774. O painel C de 7 mostra os parâmetros e os cálculos. Somando os custos de transporte, custos de saúde e custo das emissões de CO2, estimamos que uma redução de um desvio-padrão do CA máximo resultaria em perdas anuais de bem-estar de US\$ 2,36 milhões para uma cidade média.

**Tabela 7 – Estimativas das Perdas Econômicas Associadas a Redução de um Desvio-Padrão do CA Máximo.**

<b>A. Área da Cidade</b>	
Porcentagem de Aumento da Área da Cidade	12%
Aumento da Área da Cidade	8.02 km <sup>2</sup>
Aumento do Raio da Cidade	0.29 km
<b>B. Custos de Deslocamento</b>	
Salário-Hora (US\$ 734.17/ 40 horas x 4 Semanas)	US\$ 4.59
Custo de Deslocamento por Hora (US\$ 4.59 x 0.6)	US\$ 2.75
Custo de Viagem por KM (2 x (US\$ 0.0054 + 2.75/25 km/h))	US\$ 0.23
Custo de Deslocamento anual por família por km (US\$ 0.23 X 220 X 1.59)	US\$ 81.24
Aumento no Custo de Deslocamento anual por família (0.29 km x US\$ 81.24)	US\$ 23.67

Aumento nos Custos de Deslocamento Total (U\$\$ 23.67 X 79.637 famílias)	U\$\$ 1.9 milhão
<b>C. Custos de Saúde</b>	
Custos de Saúde per capita	U\$\$ 21.75 milhões
Custos de Saúde da Cidade Média (U\$\$ 21,75 x 321.000)	U\$\$ 6.9 milhões
Aumento nos Custos de Saúde (U\$\$ 6.9 milhões x 0.29/4.53 km)	U\$\$ 448.694
<b>D. Custos com CO2</b>	
Número Médio de Passageiros	127.183
Emissão de CO2 por passageiro por km	0.0609 kg
Custo do CO2	U\$\$ 60 / ton.
Custo do CO2 por passageiro por km ano (0.0609 kg x (U\$\$ 60/1000) x 220)	U\$\$ 0.803
Custo do CO2 por Cidade Média (U\$\$ 0.80 x 4.53 km x 127.173)	U\$\$ 463.298
Aumento no Custo de Emissão de CO2 (U\$\$ 463.298 X 0.29/4.53)	U\$\$ 29.774

## 7. Conclusões

O objetivo do presente projeto de pesquisa foi analisar o impacto da regulamentação do CA máximo nas áreas urbanas das cidades brasileiras. Desenvolvemos um novo banco de dados para as 325 maiores cidades com informações sobre restrições de altura de construção e o combinamos com dados de satélite que capturam o tamanho preciso das áreas urbanas locais. Explorando a parcela local de proprietários entre o grupo de famílias de alta renda como fonte de variação exógena para o rigor do CA máximo, nossas estimativas de MQ2E sugerem que a diminuição de um desvio padrão no CA máximo aumenta a área espacial de uma cidade em 12,4%. Assim, esses resultados indicam que as implicações teóricas de Bertaud e Brueckner (2005) são válidos no Brasil, um país de renda média onde o zoneamento não é rigorosamente aplicado. A relação entre as regulamentações do CA máximo e o tamanho espacial das cidades é robusta às estimativas de MQO, à estrutura de sensibilidade proposta por Cinelli e Hazlett (2020), às diferentes especificações empíricas, à existência de cidades *outliers* e formas alternativas de realizar inferência.

Adicionalmente, as estimativas de MQ2E são robustas aos estimadores alternativos (LIML e Fuller) e à identificação proposta por Lewbel (2012) que utiliza a heterocedasticidade dos erros para construir um instrumento interno. Bertaud e Brueckner (2005) consideraram o custo de deslocamento oriundo da expansão urbana causada pela regulação do CA máximo, mas ignoraram os efeitos da poluição adicional. Superamos essa limitação incluindo o custo de emissões adicionais de CO2 e custos de saúde advindos de uma maior poluição atmosférica.

Nossas estimativas se basearam em critérios internacionais e dados brasileiros. Nós estimamos que uma redução do desvio padrão do CA máximo resulta em perdas de bem-estar equivalentes a US\$ 2,36 milhões por ano em uma cidade média de nossa amostra. 70 milhões de brasileiros vivem em cidades com mais de 300 mil habitantes. Portanto, embora o valor estimado

das perdas seja um relativamente baixo para um município típico de nossa amostra, extrapolar as perdas estimadas para o restante da população levaria a valores muito mais consideráveis.

Portanto, o projeto de pesquisa mostra que as políticas de planejamento urbano podem gerar consequências imprevistas ou indesejáveis nos padrões de crescimento urbano e na distribuição espacial do uso do solo nas cidades brasileiras, trazendo custos sociais. É recomendável que as políticas que restringem a altura ou a densidade de edificações (como o coeficiente máximo de aproveitamento) sejam realizadas de maneira parcimoniosa e com forte embasamento científico. Os potenciais benefícios econômicos e os potenciais custos precisam ser comparados através de avaliações de impacto *ex ante*.

## Referências Bibliográficas

- ANDREWS I, STOCK J, SUN L. Weak Instruments in IV Regression: Theory and Practice. *Annual Review of Economics*. 2019;11: 727-753.
- AVILA, Paulo C (2006). “Urban land use regulations in Brazilian cities: impacts on urban land markets and access of low income people to land and housing,” *Brazil: inputs for a strategy for cities—a contribution with a focus on cities and municipalities*. Washington: The World Bank, 1.
- BEEN, *et al.* (2014). “Urban Land-Use Regulation: Are Homevoters Overtaking the Growth Machine?” *Journal of Empirical Legal Studies*, 11(2): 227–265.
- BERTAUD & BRUECKNER (2005). “Analyzing building-height restrictions: predicted impacts and welfare costs,” *Regional Science and Urban Economics*, 35(2): 109–125.
- BRUECKNER & FANSLER (1983). “The economics of urban sprawl: Theory and evidence on the spatial sizes of cities,” *The review of Economics and Statistics* 479–482.
- BRUECKNER & SRIDHAR (2012). “Measuring welfare gains from relaxation of land-use restrictions: The case of India’s building-height limits,” *Regional Science and Urban Economics*, 42(6): 1061–1067.
- CINELLI & HAZLETT (2020). “Making sense of sensitivity: Extending omitted variable bias,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 82(1): 39–67.
- COHEN *et al.* (2005). “The global burden of disease due to outdoor air pollution,” *Journal of Toxicology and Environmental Health, Part A*, 68(13-14): 1301–1307.
- CONLEY, Timothy G. (1999). “GMM estimation with cross sectional dependence,” *Journal of econometrics*, 92(1): 1–45.
- DEMPSEY & PLANTINGA (2013). “How well do urban growth boundaries contain development? Results for Oregon using a difference-in-difference estimator,” *Regional Science and Urban Economics*, 43(6): 996–1007.
- DENG *et al.* (2008). “Growth, population and industrialization, and urban land expansion of China,” *Journal of Urban Economics*, 63(1): 96–115.
- FISCHEL, William A. (2005). *The homevoter hypothesis: How home values influence local government taxation, school finance, and land-use policies*, Harvard University Press.

- GESHKOV & DESALVO (2012). “The effect of land-use controls on the spatial size of US urbanized areas,” *Journal of Regional Science*, 52(4):648–675.
- HORTAS-RICO, Miriam (2014). “Sprawl, blight, and the role of urban containment policies: Evidence from US cities” *Journal of Regional Science*, 55(2): 298–323.
- HOWELL-MORONEY, Michael (2007). “Studying the effects of the intensity of US state growth management approaches on land development outcomes,” *Urban Studies*, 44(11): 2163–2178.
- LIMA & SILVEIRA NETO (2019). “Zoning ordinances and the housing market in developing countries: Evidence from Brazilian municipalities,” *Journal of Housing Economics*, 46 p. 101653.
- MCGRATH, Daniel T (2005). “More evidence on the spatial scale of cities,” *Journal of Urban Economics*, 58(1): 1–10.
- MIRAGLIA & GOUVEIA (2014). “Custos da poluição atmosférica nas regiões metropolitanas brasileiras,” *Ciência & Saúde Coletiva*, 19 4141–4147.
- NECHYBA & WALSH (2004). “Urban sprawl,” *Journal of economic perspectives*, 18(4): 177–200.
- NERY JÚNIOR & VILLAÇA (2002). “Um século de política para poucos: zoneamento paulistano 1886-1986.”
- OECD (2021). *Effective Carbon Rates 2021*, 40.
- PAULSEN, Kurt (2012). “Yet even more evidence on the spatial size of cities: Urban spatial expansion in the US, 1980–2000,” *Regional Science and Urban Economics*, 42(4): 561–568.
- PAULSEN, Kurt (2013). “The effects of growth management on the spatial extent of urban development, revisited,” *Land Economics*, 89(2): 193–210.
- QUIGLEY & RAPHAEL (2005). “Regulation and the high cost of housing in California,” *American Economic Review*, 95(2): 323–328.
- SANTOS, Angelo Fernando Gonzaga dos (2020). “Determinantes da expansão urbana no Brasil,” Master’s thesis, Universidade Federal de Pernambuco.
- SPIVEY, Christy (2008). “The Mills—Muth model of urban spatial structure: Surviving the test of time?” *Urban Studies*, 45(2): 295–312.
- STOCK *et al.* (2002). “Testing for weak instruments in linear IV regression.
- WASSMER, Robert W. (2006). “The influence of local urban containment policies and statewide growth management on the size of United States urban areas,” *Journal of Regional Science*, 46(1): 25–65.
- WHEATON, William C. (1974). “A comparative static analysis of urban spatial structure,” *Journal of Economic Theory*, 9(2): 223–237.
- ZHOU *et al.* (2017). “The effect of land use planning (2006–2020) on construction land growth in China,” *Cities*, 68 37–47.

## APÊNDICE

**Tabela 1A – Parâmetros adotados para estimação dos custos econômicos gerados por um CA máximo mais rigoroso.**

Parâmetro	Valor	Fonte
Área Média	64,51 km <sup>2</sup>	Banco de Dados
Raio Médio	4,53 km	Banco de Dados
População Média	321.000	Banco de Dados
Número Médio de Famílias	79.637	Banco de Dados
Taxa de Câmbio R\$/U\$	3,95	IPEA (2022)
Salário Médio Mensal 2019 U\$ (R\$)	U\$ 734,17 (R\$ 2.900)	MTE (2019)
Velocidade de Tráfego	25 km/h	MDR (2019)
Trabalhadores por Família	1,59	IBGE (2018)
Preço do Diesel U\$ (R\$)	U\$ 0,82 (R\$ 3,25)	ANP (2018)
Consumo Médio de Combustível	3 km/l	ABRATI (2015)
Preço da Passagem de Ônibus por km	U\$ 0,0054	ABRATI (2015)

**Tabela 2A – Comparação das médias das variáveis observáveis entre as cidades que adotam um CA máximo e as que não adotam.**

	Média – Não Implementam CA Máximo	Média - Implementam CA Máximo	Diferença de Média entre Grupos
Tamanho da Área Urbana (ha)	3580.42	6877.36	-3296.93***
População (mil, 2010)	169386.73	357052.49	-187665.75***
Renda Domiciliar (R\$, 2010)	1069.92	1346.51	-276.59***
Renda Agrícola (R\$, 2010)	1504.75	1971.80	-467.04
Distância a Capital (km)	168.78	144.91	23.87
Altitude média (m)	260.42	415.57	-155.14***
Região Metropolitana	0.2143	0.4594	-0.245***
Índice de Rugosidade do Terreno	6.7365	7.6178	-0.881
Unidades de Conservação	2.0476	3.682	-1.634*
Área Hidrográfica (ha)	10381.6785	7927.765	2453.913
Cidade Costeira (0/1)	0.1905	0.1731	0.017
Número de Cidades	283	42	-

Nota: A tabela apresenta a média das variáveis para o grupo de cidades que adotam o CA máximo e para o grupo que não adota. A coluna (3) apresenta o valor do teste de diferença de médias. \*\*\* representa  $p < 0,01$ , \*\* representa  $p < 0,05$ , \* representa  $p < 0,1$